Statistics Canada
Statistique Canada

Social and Economic Studies Division

Division des études sociales et économiques

Canada

S-174F
c.2.

LE FARDEAU DU CHÔMAGE AU CANADA

PARTIE III: INCIDENCE DU CHÔMAGE SUR LE REVENU DE LA FAMILLE

par

R. Paul Shaw

Document de recherche n° 16
Statistique Canada

Septembre 1985

Les opinions formulées dans ce document appartiennent à l'auteur et ne représentent pas nécessairement celles de Statistique Canada.

RÉSUMÉ

* * * * *

En période de chômage élevé et prolongé, la plupart des travailleurs et leurs familles subissent une perte de revenu qu'ils peuvent copenser par d'autres moyens. Par contre, une "minorité importante" est beaucoup plus vulnérable parce qu'elle est constamment en "situation de faible revenu". Très souvent, les membres de cette minorité importante offrent un capital humain limité et gagnent un revenu annuel relativement peu élevé. Ils sont également davantage susceptibles d'être exposés à de longues période de chômage et à l'épuisement de leurs prestations d'assurance-chômage. Lorsque ces travailleurs sont des personnes seules, des chefs de familles monoparentales ou des chefs de familles ne comptant aucune autre personne occupée, ils sont encore plus vulnérables. Or, on tient rarement compte de ce fait dans les régimes de protection du revenu, de sorte que les effets redistributifs de l'assurance-chômage, par exemple, sont généralement beaucoup moins prononcés au niveau de la famille qu'au niveau de l'individu.

REMERCIEMENTS

* * * * *

Plusieurs collègues ont contribué à la préparation de ce document de travail. Je tiens à remercier Robert Allard de la Division du revenu et des dépenses des consommateurs qui m'a fourni des renseignements provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs. Je suis reconnaissant à Ted Wannell de la Division des études sociales et économiques qui a effectué les travaux informatiques portant sur des fichiers de données complexes. Je désirerais remercier Doreen Duchesne (Enquête sur la population active, Statistique Canada), Louise Heslop, Craig McKie et Garnett Picot (Division des études sociales et économiques, Statistique Canada) et Charles Hayles ainsi que Dana Oikawa (Conference Board du Canada) pour les commentaires critiques qu'ils ont fait sur les versions préliminaires. Je dois aussi remercier Áudrey Sirois pour la virtuosité dont elle a fait preuve au clavier de sa machine de traitement de texte et Judy Buehler pour avoir supervisé la production et la distribution de ce manuscrit. La responsabilité de toute erreur d'interprétation et de présentation relevée dans ce document incombe à l'auteur.

INCIDENCE DU CHÔMAGE SUR LE REVENU DE LA FAMILLE

* * * * *

Introduction

Les Canadiens auront vraisemblablement à subir un taux de chômage anormalement élevé pendant quelque temps encore en raison des politiques fiscales et monétaires visant à diminuer les dépenses, à maîtriser l'inflation, à réduire les déficits budgétaires et à redonner à l'économie une position avantageuse face à la concurrence (Conseil économique, 1984; Kaliski, 1984). Cette perspective a incité les responsables des politiques gouvernementales à intensifier leurs efforts afin d'identifier les travailleurs qui, ainsi que leurs familles, souffrent le plus de la situation. D'un point de vue financier, cela revient à poser deux questions cruciales. Dans quelle mesure le chômage (problème relié au marché du travail) et les difficultés financières (problème relié au revenu et au bien-être) sont-ils directement liés? Et dans quelle mesure les finances des familles se détériorent-elles à la suite d'un chômage prolongé?

La première question est capitale parce que les technocrates doutent que, sauf dans une minorité de cas, le chômage entraîne des difficultés financières. Ces derniers font valoir que le nombre croissant de familles où les deux conjoints travaillent réduit la dépendance par rapport au principal soutien de famille de même que l'augmentation du nombre d'épouses, d'enfants à charge et de personnes apparentées au sein de la population active (groupes pour lesquels le chômage a toujours été élevé, mais dont les membres ne sont habituellement pas principaux soutiens de famille), la hausse des prestations d'assurance-chômage comme "première ligne de défense contre le chômage" et l'expansion donnée aux programmes de transfert et d'assistance sociale connexes comme "seconde ligne de défense contre le chômage" (Conseil économique, 1978; EIC, 1981; OCDE, 1982). Si cette interprétation est conforme à la

réalité, elle suppose qu'il faut réviser les idées fausses et largement répandues selon lesquelles plus d'un million de Canadiens en chômage connaîtraient des difficultés financières. En fait, une telle interprétation conduit plutôt à la conclusion qu'il est relativement urgent d'identifier et d'aider les "minorités" qui sont effectivement dans une situation financière précaire.

La seconde question est importante du fait qu'une récession prolongée ne présente pas le même risque de chômage de longue durée pour tous les travailleurs. Les personnes dont la profession exige des qualifications plus poussées ou une formation en cours d'emploi plus élaborée (par. ex. les travailleurs spécialisés) connaissent une très grande stabilité d'emploi. Un employeur qui remercie de tels employés devra faire face à nouveau aux coûts d'embauchage et de formation quand la récession prendra fin. Selon la terminologie propre à la "théorie du double marché du travail", les travailleurs de cette catégorie sont considérés des "travailleurs protégés" (Wachter, 1974; Piore, 1983). Inversement, il est plus probable que les employeurs congédieront ou mettront à pied les ouvriers non spécialisés ou ceux qui n'ont pas reçu de formation en cours d'emploi (qui équivaut à un investissement de la part de l'employeur). Cela signifie que les travailleurs peu instruits et peu rémunérés sont exposés à la fois à de longues périodes de chômage et à de sérieux problèmes financiers. La précarité de leur situation financière est implicite car les coûts du chômage de longue durée font baisser des revenus annuels déjà faibles.

Les deux questions que nous venons de poser concernent la distribution du revenu: l'importance et les facteurs déterminants de l'effet du chômage involontaire sur les gains des travailleurs et le revenu des familles. Par comparaison avec les théories élaborées dans ce domaine, très peu de notions ont été établies de façon empirique. C'est le cas en particulier au Canada, où l'on a réalisé très peu d'études sur le chômage. Le présent document a pour but de combler cette lacune en faisant état des constatations récentes à cet égard et en fournissant des estimations directes relativement à l'effet du chômage sur le revenu. Tout d'abord, nous quantifions les différences notées au chapitre des effets du chômage lorsque les travailleurs sont divisés en

catégories selon leur niveau de scolarité, leur situation dans la famille et leur sexe. Ces variables nous donnent des indices précieux au sujet des travailleurs (et leurs familles) qui sont le plus vulnérables aux conséquences financières du chômage. Deuxièmement, nous estimons les répercussions du chômage sur le revenu familial du travailleur concerné lorsqu'il est fait abstraction des effets redistributifs de l'assurance chômage. Cette partie de notre analyse nous amène à nous poser la question suivante: dans une société hypothétique, qui serait le mieux/le moins bien protégé sans l'assurance-chômage? Troisièmement,nous comparons la relation qui existait entre le chômage et le revenu des familles entre 1981 et 1982. Au cours de cette courte période, le taux de chômage au Canada s'est accru de plus de 40% et le chômage prolongé a fait augmenter le nombre de personnes qui épuisaient leurs prestations d'assurance-chômage.[1]

Nos résultats concordent avec l'hypothèse voulant qu'en période de chômage, la plupart des travailleurs et leurs familles subissent une perte de revenu qui peut être compensée par d'autres moyens, alors qu'une "minorité importante" est beaucoup plus vulnérable parce qu'elle est constamment en "situation de faible revenu". Très souvent, les membres de cette minorité importante offrent un capital humain limité et gagnent un revenu annuel relativement peu élevé. Ils sont également davantage susceptibles d'être exposés à de longues périodes de chômage et à l'épuisement de leurs prestations d'assurance-chômage. Lorsque ces travailleurs sont des personnes seules, des chefs de familles monoparentales ou des chefs de familles ne comptant aucune autre personne occupée, ils sont encore plus vulnérables. Or, on tient rarement compte de ce fait dans les régimes de protection du revenu, de sorte que les effets redistributifs de l'assurance-chômage sont généralement beaucoup moins prononcés au niveau de la famille qu'au niveau de l'individu.

Le reste du document se présente de la façon suivante. Nous définissons le cadre de nos travaux empiriques en examinant les principales constatations d'études récentes. Ensuite, nous formulons un modèle simple, posons des hypothèses, précisons notre forme fonctionnelle et présentons les résultats. En guise de conclusion, nous nous penchons sur la question des politiques en matière de chômage.

Ce que nous savons

Des études récentes ont modifié de façon significative notre interprétation des conséquences de la répartition des chômeurs au Canada. Ces études peuvent être groupées en trois catégories. Celles de la première catégorie utilisent exclusivement les données de l'Enquête (mensuelle) sur la population active, menée par Statistique Canada, pour analyser les taux d'entrée et de sortie propres aux groupes des chômeurs, des personnes actives occupées et des personnes inactives. Ces études, appelées analyses "des mouvements bruts", comprennent celles de Kaliski (1979), de Glenday et Jenkins (1981), du Conseil économique (1982), de Beach et Kaliski (1983) et de Hasan et de Broucker (1982, 1985).

La contribution théorique principale des études "des mouvements bruts" a été d'apporter un nouvel éclairage sur le caractère dynamique du marché du travail (c'est-à-dire la rotation de la main-d'oeuvre) du point de vue du nombre de travailleurs qui connaissent le chômage plutôt que des différences dans la durée du chômage. C'est Clark et Summers, dans leur étude fructueuse portant sur le marché du travail aux États-Unis (1979), qui ont lancé les premiers l'idée d'aborder la question dans cette nouvelle perspective. Ces auteurs ont démontré qu'une minorité de travailleurs en chômage connaissait des périodes de chômage pouvant durer plus de six mois et que la proportion la plus considérable du nombre total de semaines de chômage était en fait imputable à ces mêmes travailleurs. Une conclusion importante de leur étude a été que les politiques relatives au chômage devraient viser à réduire le taux de chômage par l'adoption de mesures axées sur les chômeurs chroniques plutôt que sur les personnes qui connaissent des périodes de chômage fréquentes mais de courtes durées.

Les études des mouvements bruts du marché du travail canadien confirment l'opinion de Clark et Summers. L'étude particulièrement détaillée effectuée par Hasan et de Broucker (1985) montre que le fardeau du chômage n'est pas partagé également par les personnes actives en chômage. La durée de la majorité des périodes de chômage est relativement courte alors qu'une "minorité importante" de ces périodes dure beaucoup plus longtemps. Hasan et de

Broucker insistent sur le fait qu'il s'agit d'une minorité importante: en 1980 et en 1982, 40 à 50% du nombre total de semaines de chômage correspondaient en fait à une assez faible proportion de périodes de chômage d'une durée supérieure à trois mois.

Les études sur le chômage faisant partie de la deuxième catégorie sont également basées sur les taux d'entrée et de sortie au sein de la population active mais la période observée est beaucoup plus longue. Ces études utilisent le fichier de données longitudinales élaboré par Emploi et Immigration Canada (E&IC) qui permet une analyse plus détaillée des caractéristiques des travailleurs que dans le cas des études des mouvements bruts (habituellement limitées à une ventilation selon le sexe, l'âge et le lieu de résidence). Le fichier de données longitudinales d'E&IC permet de suivre les prestataires d'assurance-chômage qui ont connu des périodes répétées de chômage au cours de plusieurs années(2). La majorité des études de cette catégorie ne sont pas publiées; il s'agit, notamment, des travaux de Magun (1982, 1983) et de Robertson (1982, 1983).

Les études d'E&IC mènent à trois conclusions principales. Premièrement, l'examen des données sur le chômage portant sur 1975 à 1979 démontre que si un travailleur était "chroniquement en chômage" en 1975 ainsi qu'en 1976, c'est-à-dire si une personne avait été en chômage pendant au moins 27 semaines au cours des deux années, la probabilité de chômage pour cette personne en 1978 était d'environ 50%. Par contre, la même probabilité était de 15% seulement pour les personnes qui avaient connu de courtes périodes de chômage en 1975 et en 1976. Deuxièmement, après avoir défini comme "chômeurs chroniques" les personnes qui ont été en chômage pendant plus de 30% du temps entre 1973 et 1977, Robertson (1983) souligne que, sur une période de cinq ans, 32% des chômeurs chroniques au Canada, étaient des résidents des provinces Maritimes et 45.5% du Québec. En contrepartie, il démontre qu'il n'existait pratiquement pas de chômage chronique, au cours de cette période, dans les provinces des Prairies et en Colombie-Britannique. Enfin, comme on pouvait s'y attendre, les chômeurs chroniques étaient, en moyenne, moins instruits. Les études d'E&IC démontrent en plus que, sur une période de plusieurs années, une proportion importante du chômage enregistré correspond à un nombre relative-

ment faible de personnes qui connaissent, de façon répétée, de longues périodes de chômage.

La troisième catégorie d'études sur le chômage présente la particularité d'être fondée sur les données sur le revenu. Actuellement, l'Enquête sur les finances des consommateurs, effectuée par Statistique Canada, est la seule source de données qui permet une analyse "à jour" des gains et des revenus des familles des chômeurs(3). Les études de cette catégorie comprennent celles de Chawla (1984) et de Shaw (1985b). Ces études établissent très clairement qu'il n'existe pas de relation directe entre le chômage de longue durée et les difficultés financières. Certains facteurs connexes diminuent grandement l'effet du chômage de longue durée (la présence de plusieurs soutiens dans le ménage), alors que d'autres l'aggravent considérablement (la présence d'enfants à charge).

La contribution théorique la plus importante de ces études est qu'elles évaluent le chômage de longue durée et les difficultés financières dans le contexte de la famille. Au moins trois raisons font que l'appartenance à une famille peut avoir un effet considérable sur la relation entre le chômage et les problèmes financiers. Tout d'abord, la théorie du stress dans la famille laisse entendre que les unités familiales réagissent au chômage non seulement en termes de "vulnérabilité" mais aussi en termes "de capacité de régénération" (Moen, 1979; Voydanoff, 1983). Dans ce dernier cas, les membres de la famille tendent à grouper leurs ressources afin de maintenir le bien-être économique de la famille. Cela signifie souvent que le conjoint ou un enfant adolescent tentera de trouver du travail, qu'on vendra des biens appartenant à la famille et qu'on exercera un contrôle financier plus strict (Mincer, 1966; Moen, 1983). La réaction de la famille peut même avoir un effet sur les stratégies de planification des naissances (par exemple, décision de remettre à plus tard la venue d'un autre enfant). Deuxièmement, les études sur l'emploi du temps des membres d'une famille qui travaillent révèlent que les possibilités d'emploi d'un des conjoints ont un effet sur les réactions face au chômage de l'autre conjoint (Becker, 1976; Johnson, 1983). Par exemple, pour le conjoint A le salaire d'acceptation, la valeur du temps passé à la maison et la résignation au chômage seront vraisemblablement

d'autant plus élevés que le revenu du conjoint B sera élevé (toutes choses égales d'ailleurs). Troisièmement, la relation entre le chômage et les difficultés financières est sensible aux changements démographiques et sociaux subis par la famille (par ex.: la taille plus petite des familles et l'augmentation du taux de divorce). Ce fait est le plus évident quand un soutien de famille masculin traditionnel qui a un emploi et sa conjointe sans emploi divorcent, et que les enfants à charge sont laissés au soin de l'épouse, ce qui est habituellement le cas. Dans cette situation, le chômage de l'épouse pose des problèmes financiers immédiats car la pension alimentaire et les allocations que celle-ci reçoit ne lui permettent généralement pas de subvenir à ses propres besoins et à ceux de ses enfants (Weiss, 1984).

Des travaux empiriques laissent entendre que les considérations relatives à la situation dans de la famille ont une importance telle que le fait de ne pas en tenir compte fausse la relation entre le chômage et les difficultés financières (Shaw, 1985b). Ce point est illustré par les données de la colonne 9 du tableau 1. En 1981, la fréquence des "faibles revenus" (c.-à-d. la proportion des travailleurs membres de familles dont le revenu total était inférieur aux "seuils de faible revenu" définis par Statistique Canada) était le plus élevée chez les travailleurs qui connaissaient un chômage de longue durée (c'est-à-dire 27 semaines ou plus), qui étaient des personnes seules ou des femmes soutiens de famille, puis chez les hommes soutiens de famille, et ensuite chez les membres d'une famille (à l'exclusion des chefs). Elle était environ cinq fois supérieure chez les personnes seules et chez les femmes soutiens de famille que chez les membres d'une famille (à l'exclusion des chefs).

Les données pour 1982, dans le tableau 1, indiquent aussi que les différences dans la fréquence des "faibles revenus" chez les travailleurs qui connaissent un chômage de longue durée sont fort semblables à celles constatées en 1981. Ainsi, à un moment où les taux de chômage au niveau national ont augmenté de près de 50%, la fréquence des "faibles revenus" chez les membres d'une famille (à l'exclusion des chefs) a peu changé. Le seul groupe qui a connu une diminution du revenu de la famille (et une augmentation marquée de la fréquence des "faibles revenus") est celui des femmes soutiens de famille. (Notez qu'aux fins de comparaison, les données de 1981 et 1982 ont été ajustées en fonction de l'inflation.)

Tableau 1. Montant et importance relative du revenu des travailleurs canadiens qui ont connu le chômage, selon le sexe, 1981 et 1982

Caractéristiques des travailleurs	Travailleurs			Revenu moyen de la famille*			Pourcentage de travailleurs appartenant à des familles dont le revenu est inférieur aux seuils de faible revenu*		
	Ensemble des travailleurs (milliers)	Pourcentage de travailleurs qui ont connu le chômage (%)	Pourcentage de travailleurs qui ont subit 27 semaines ou plus de chômage (%)	Travailleurs qui n'ont pas connu le chômage ($)	Travailleurs qui ont connu le chômage ($)	Travailleurs qui ont subi 27 semaines ou plus de chômage ($)	Travailleurs qui n'ont pas connu le chômage ($)	Travailleurs qui ont connu le chômage ($)	Travailleurs qui ont subi 27 semaines ou plus de chômage ($)
(1981)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Membres d'une famille, sauf les chefs									
Hommes	1,617	29.8	10.1	43,262	35,867	31,427	5.2	9.0	12.8
Femmes	4,446	18.8	5.8	38,671	31,466	28,865	4.0	8.0	11.0
Chefs de famille									
Hommes	5,132	16.2	3.9	35,788	24,045	18,871	5.0	18.0	33.7
Femmes	418	20.3	7.4	21,684	14,339	12,786	22.7	52.6	64.5
Personnes seules									
Hommes	886	25.7	7.1	20,401	11,833	7,558	13.8	37.9	60.3
Femmes	784	17.3	4.2	15,674	8,599	7,041	20.6	51.3	61.8
(1982)									
Membres d'une famille, sauf les chefs									
Hommes	1,589	37.0	14.3	46,216	40,330	35,173	6.9	8.7	12.6
Femmes	4,500	21.5	8.3	42,298	33,475	29,876	4.9	9.7	12.8
Chefs de famille									
Hommes	5,146	20.2	7.0	39,548	26,297	20,991	5.4	19.6	32.2
Femmes	442	25.3	10.1	23,935	13,985	11,737	21.1	59.6	73.3
Personnes seules									
Hommes	930	31.0	12.3	22,417	12,040	8,002	15.2	41.3	60.3
Femmes	781	19.7	6.5	17,604	9,402	7,328	18.8	48.2	61.1

Source: Totalisations non publiées obtenues à partir des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

Note: * Dans le cas des "personnes seules", le revenu moyen de la famille correspond au revenu moyen du ménage.
** Les seuils de faible revenu ont été ajustés en fonction de l'inflation de façon pa permettre la comparaison des pourcentages pour 1981 et 1982.

Le tableau 1 fait ressortir certains contrastes plutôt surprenants. Les membres de familles (à l'exclusion des chefs) qui ont connu un chômage de longue durée en 1982 appartenaient à des familles dont le revenu total moyen était de $31,900. Ces personnes représentaient 51% de l'ensemble des travailleurs qui ont connu 27 semaines ou plus de chômage (ce qui correspond à notre définition du chômage de longue durée). Par contre, les chefs de famille qui ont connu un chômage de longue durée (35% de l'ensemble des personnes qui ont connu 27 semaines ou plus de chômage) appartenaient à des familles dont le revenu total moyen s'élevait à $19,900. Dans le cas des personnes seules qui ont connu un chômage de longue durée (14% de l'ensemble des personnes qui ont connu 27 semaines ou plus de chômage), le revenu correspondant était de seulement $7,800. (Ces comparaisons ont été obtenues à partir des données du tableau 1, colonnes 1-3 et 4-6, après compilation et calcul des moyennes.)

En résumé, les études examinées jusqu'ici révèlent que le chômage influe de la façon suivante sur la distribution du revenu:

1) Une "minorité importante" de travailleurs qui connaissent de longues périodes de chômage représente une partie relativement appréciable de l'ensemble du chômage au Canada.

2) Ces personnes sont plus susceptibles d'avoir un capital humain limité à offrir; cela accroît la précarité de leur situation financière en période de chômage, car les travailleurs peu instruits sont mal rémunérés et, par conséquent, leur revenu "préchômage" est assez faible.

3) Comme les travailleurs dont il est question en (2) sont davantage susceptibles d'être exposés à un chômage de longue durée, la précarité de leur situation financière risque d'être particulièrement grande du fait qu'en plus d'avoir touché de faibles revenus préchômage, ils risquent d'avoir épuisé leurs prestations d'assurance-chômage avant d'avoir retrouvé un emploi.

4) Les considérations relatives à la situation dans la famille modifieront grandement les conséquences financières du chômage de longue durée chez les

travailleurs peu instruits et faiblement rémunérés; certains sous-groupes de travailleurs, décrits en (1) à (3), connaîtront vraisemblablement des revers sérieux alors qu'une portion importante sera dans une situation financière suffisamment bonne pour "tenir le coup".[3]

Cadre analytique

Pour poser des hypothèses, considérez un travailleur, membre d'une famille, qui touche un revenu provenant d'autres sources, v, dont le taux rémunération est w, qui reçoit des prestation d'assurance-chômage (b) par heure de chômage et qui voudrait travailler T heures au cours d'une année, mais qui subit U heures de chômage involontaire. Le revenu de sa famille (FY) s'écrit:

$$1)\quad FY = V + w(T-U) + bU$$

Supposons que V et T sont des valeurs fixes, l'effet de U sur FY s'écrit:

$$2)\quad \frac{\partial FY}{\partial U} = b - w$$

L'élasticité de FY par rapport à U, qui est le point d'intérêt central de la présente étude, s'exprime de la façon suivante:

$$3)\quad N = \frac{U}{FY}\,\frac{\partial FY}{\partial U} = \frac{U\,(b-w)}{V + w\,(T-U) + bU}$$

À partie de 3), les hypothèses suivantes se dégagent:

Hypothèse 1: N augmente en valeur absolue avec U.

1a: Une hausse de X% de U aura un effet proportionnel plus important sur FY chez les travailleurs peu instruits. (Le fait d'être peu instruit est positivement corrélé avec U et négativement corrélé avec les gains.)

Hypothèse 2: N diminue en valeur absolue avec V.

2a: Une hausse de X% de U aura un effet proportionnel moins important sur FY chez les travailleurs faisant partie d'une famille qui compte plusieurs soutiens financiers. (La présence de plusieurs soutiens est positivement corrélée avec V.)

Hypothèse 3: N diminue en valeur absolue avec b.

3a: Une hausse de X% de U aura un effet proportionnel moins important sur FY chez les travailleurs dont l'attachment à la population active est permanent. (L'admissibilité à b ainsi que le montant et la durée de b sont positivement corrélés à l'attachement permanent à la population active par opposition à l'attachement à temps partiel ou temporaire.)

Les hypothèses 2a et 3a supposent que des travailleurs de certains groupes familiaux justifient de v plus élevés et de T moins élevés que d'autres (ce qui fait tomber l'hypothèse selon laquelle les V et les T seraient des valeurs fixes). Si nous poursuivons le classement des travailleurs selon la catégorie de famille au tableau 1, nous savons que les cas où il y a plusieurs soutiens dans la famille, et donc où V est plus élevée, prédominent chez les travailleurs qui sont membres d'une famille mais non chefs (a_1), suivis des chefs de famille (a_2) et des personnes seules (a_3). Les travailleurs a_1 font presque toujours partie de famille comptant deux soutiens ou plus; les a_2 appartiennent souvent à des familles comptant deux soutiens ou plus; par définition, les a_3 font partie de familles/ménages ne comprenant qu'un seul soutien. Ainsi, nous attendons:

$$\partial FY_{a_1}/\partial U_{a_1} < \partial FY_{a_2}/\partial U_{a_2} < \partial FY_{a_3}/\partial U_{a_3}$$

Nous savons aussi que les membres de familles qui ne sont pas chefs sont généralement moins "attachés" à la population active puisqu'ils travaillent à temps partiel ou d'une façon temporaire. De plus, en période de chômage élevé, les épouses et les enfants adultes de ce groupe sont plus susceptibles d'exercer une activité sur le marché du travail juste assez longtemps pour devenir admissibles aux prestations d'assurance-chômage (par exemple, dans le cadre de programmes fédéraux de création d'emplois). Par conséquent, dans leur cas, T tend à être plus petit, ce qui nous amène à attendre:

$$\frac{\partial (FY-bU)_{a_1}}{\partial U_{a_1}} < \left[\frac{\partial (FY-bU)_{a_2}}{\partial U_{a_2}} , \frac{\partial (FY-bU)_{a_3}}{\partial U_{a_3}} \right].$$

Les hypothèses posées ci-dessus sont relativement directes. Notre but principal dans le présent document consiste à quantifier les différences entre groupes de travailleurs, à discerner les tendances qui s'en dégagent et à

juger dans quelle mesure ces constatations concordent avec les objectifs d'équité de la politique régissant l'assurance-chômage.

Modèle et données empiriques

Notre modèle empirique relie la variation de FY aux caractéristiques des travailleurs et des familles, comme suit:

$$(4)\quad FY_{a_{it}} = f(U,W)_{a_{it}} + h(X')_{a_{it}} + z(Q)_{a_{it}};\ f_1 > 0,\ f_2 > 0,$$

où; FY = revenu total de la famille ajusté en fonction de l'inflation
U = durée du chômage (en semaines réelles)
W = taux de rémunération (gains annuels ÷ nombre de semaines travaillées)
X' = vecteur de variables additionnelles reliées au travailleur
Q = vecteur de variables reliées à la famille
a = groupes familiaux; a_1 = personnes seules, a_2 = chefs de famille; a_3 = membres d'une famille (à l'exclusion des chefs)
i = travailleur i ... n
t = période de référence

Nous savons que le taux de rémunération (W) d'un travailleur et, par conséquent, son revenu préchômage dépendent dans une large mesure de son capital humain (HC) et d'une certaine discrimination basée sur le sexe. Toutes choses égales d'ailleurs, la discrimination basée sur le sexe semble expliquer jusqu'à 50% des différences de rémunération observées sur le marché du travail au Canada (Robb, 1971; Gunderson, 1979; Shapiro et Stelcner, 1981). Ainsi,

$$(5)\quad W_{a_{it}} = g(HC,\ S)_{a_{it}},\quad g_1 > 0,\ \left| g_2\ (M) \right| > \left| g_2\ (F) \right|,$$

où; S = hommes (M) ou femmes (F). Si nous introduisons (2) dans (1), nous obtenons:

$$(6)\quad FY_{a_{it}} = f(U)_{a_{it}} + g(HC,S)_{a_{it}} + h(X')_{a_{it}} + z(Q)_{a_{it}}.$$

Si nous admettons que les travailleurs qui connaissent un chômage de longue durée ont vraisemblablement un capital humain limité à offir, il est clair que les éléments $f_1(U)$ et $g_1(HC)$ dans l'équation(6) seront fortement interdépendants. Par contre, il est raisonnable de supposer que le capital humain et le sexe ou le chômage et le sexe seront relativement indépendants. Afin d'éliminer ce problème, nous avons encore ventilé les travailleurs en sous-groupes bien distincts. Pour ce faire, nous avons fait passer les variables capital humain (HC) et sexe (S) du côté gauche de l'équation(6) afin d'obtenir:

$$(7)\quad FY_{abc_{it}} = f(U)_{abc_{it}} + h(X')_{abc_{it}} + z(Q)_{abc_{it}},$$

où; HC = b_k ... 5 groupes selon le niveau de scolarité; 1 = grade du premier cycle universitaire ou d'un niveau supérieur, 2 = diplôme ou certificat d'études postsecondaires, 3 = 12^e ou 13^e année, 4 = 10^e ou 11^e année, 5 = niveau inférieur à la 10^e année; et où S = c_1 ... 2; 1 = hommes, 2 = femmes. Nous pouvons ainsi estimer l'effet du chômage (U) du travailleur i sur le revenu de sa famille (FY) pour 3x5x2 = 30 sous-groupes de travailleurs.

Les variables de contrôle (X') dans l'équation(7) comprennent l'âge du travailleur, le régime d'emploi (temps partiel par opposition à temps plein) ainsi que la durée de l'emploi (pour tenir compte des antécédents de travail et de l'attachement permanent à la population active); la langue anglaise par opposition au français (pour tenir compte de la discrimination ou des différences selon le groupe ethnique dans les gains); l'immigration récente au cours des dernières 't-5' années (pour tenir compte de difficultés de langue/de compétences/de culture possibles lors de l'adaptation à un nouveau milieu de travail) et la profession. Notre variable de contrôle "profession" concorde avec la fonction de salaire hédonique dans laquelle les différences dans les gains des travailleurs sont attribuées à des variations dans les attributs de l'emploi autant que dans les attributs du travailleur (capital humain) (Brown, 1980; Kumar et Coates, 1982). Les variables de contrôle (Q) dans l'équation(7) - qui se rapportent à FY en général - comprennent la province de résidence (pour tenir compte des économies régionales) et la présence de plusieurs soutiens au sein de la famille ou du ménage. Le choix

de la plupart de ces variables repose sur des études antérieures portant plus précisément sur les éléments qui déterminent les gains. On trouvera à l'annexe A les définitions détaillées de chaque variable.

Nos données sont tirées des Enquêtes sur les finances des consommateurs (EFC) de 1982 et 1983 à l'occasion desquelles on a recueilli des renseignements sur le chômage et le revenu pour les années 1981 et 1982, respectivement. Les échantillons pour ces années contiennent des renseignements détaillés sur environ 55,590 et 55,617 travailleurs, respectivement. Un travailleur est défini comme une personne qui a déclaré des gains, des semaines travaillées ou des semaines de chômage au cours de l'année visée par l'enquête.

Pour estimer l'effet du chômage d'un travailleur sur le revenu de sa famille, nous employons une régression linéaire selon la méthode des moindres carrés. Notre variable dépendante (FY) mesure le revenu total de la famille provenant de toutes les sources. Nous ne faisons pas subir de transformation logarithmique à FY parce que notre modèle ne représente pas un test de la théorie du capital humain à proprement parler. Le modèle ne suppose pas non plus que le niveau de scolarité présente des rendements monétaires décroissants.

Comme l'exige l'équation (7), nous ventilons tout d'abord notre échantillon, pour 1981 et 1982, en sous-groupes afin d'isoler les effets de la situation dans la famille, du niveau de scolarité et du sexe. Nous estimons ensuite l'équation de régression de FY_{abc} par rapport à la durée du chômage $(U)_{abc}$ et aux variables de contrôle $(X')_{abc}$ et $(Q)_{abc}$. Troisièmement, nous redéfinissons notre variable dépendante (FY_{abc}) afin d'évaluer l'effet du chômage d'un travailleur sur le revenu de sa famille quand il cesse de recevoir des prestations d'assurance-chômage. Quatrièmement, nous utilisons, pour chaque sous-groupe, le coefficient de régression estimé pour $\overline{U}_{abc}$ (moyenne de U_{abc}) afin de calculer l'effet d'un changement dans la durée du chômage d'un travailleur sur $\overline{FY}_{abc}$ (moyenne de FY_{abc}). Nous reprenons cette procédure quand les prestations d'assurance-chômage sont exclues du revenu de la famille.

La méthode habituellement utilisée dans les études économiques consiste à se demander quel serait le changement dans une variable dépendante ($\overline{FY}_{abc}$) si une variable indépendante ($\overline{U}_{abc}$) changeait de 10%. Cependant, quand le chômage moyen pour certains groupes de travailleurs est de 10 à 15 semaines, un choc de 10% n'a intuitivement aucune signification. En conséquence, nous cherchons à mettre en évidence l'évolution du revenu de la famille, en moyenne, quand le chômage d'un membre de la famille augmente de la moitié, en moyenne. Pour les membres d'une famille appartenant à certains groupes, cela suppose une augmentation du chômage moyen de 30 à 45 semaines en 1982 - soit jusqu'à un niveau qui correspond à notre définition du chômage de longue durée.

Résultats

L'effet du chômage sur le revenu de la famille est chiffré dans le tableau 2. Ces résultats se rapportent à des travailleurs qui ont été en chômage en 1981 ou en 1982. Nous allons commencer par étudier la répartition des travailleurs selon la situation dans la famille et le niveau de scolarité. Puis, nous passerons à la répartition selon le sexe.

Les résultats pour 1981 confirment deux grandes hypothèses. Premièrement, chez les membres d'une famille (sauf les chefs), une augmentation de 50% du chômage a un effet beaucoup moindre sur le revenu de la famille (FY) que ce n'est le cas pour une augmentation de 50% du chômage sur les revenus des chefs de famille ou des personnes seules. Si l'on considère l'ensemble des travailleurs dans les divers groupes établis en fonction de la situation dans la famille, on constate que cet effet va de -3.6% pour les membres d'une famille (à l'exclusion des chefs à -9.7% pour les chefs de famille et à -14.3% pour les personnes seules (tableau 2, ligne A). Dans ce dernier cas, la différence est presque quatre fois plus grande. Deuxièmement, chez les travailleurs relativement "peu" instruits, une augmentation de 50% du chômage a - dans la plupart des cas - beaucoup plus d'effet sur le revenu de la famille que l'augmentation correspondante pour les travailleurs relativement instruits. Cet effet va de -5.9% chez les travailleurs qui n'ont pas atteint la

Tableau 2: Incidence du chômage des travailleurs sur le revenu de leur famille, 1981 et 1982

Diminution en pourcentage du revenu moyen de la famille résultant d'une augmentation de 50% du chômage

	1981				1982**			
	Ensemble des travailleurs	Membres d'une famille, sauf les chefs	Chefs de famille	Personnes seules	Ensemble des travailleurs	Membres d'une famille, sauf les chefs	Chefs de famille	Personnes seules
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A. Ensemble des travailleurs qui ont connu le chômage	4.4	3.6	9.7	14.3	6.4	5.2	11.5	20.2
B. Niveau de scolarité:								
10e année	5.9	NS	11.6	16.4	9.2	7.8	11.4	33.5
10e–11e années	5.0	3.6	11.4	15.5	6.9	5.0	12.6	23.9
12e–13e années	3.9	3.6	9.1	16.6	4.9	5.0	11.9	18.5
Diplôme*	2.5	2.5	5.9	10.1	4.9	4.8	7.5	16.5
Grade universitaire	6.4	NS	NS	11.7	4.9	NS	NS	13.1
	Sans assurance-chômage							
C. Ensemble des travailleurs qui ont connu le chômage	6.3	4.7	13.6	21.0	9.3	6.9	17.5	30.4
D. Niveau de scolarité:								
10e année	8.7	3.5	16.4	25.1	13.5	10.1	17.7	48.6
10e–11e années	6.7	4.6	15.5	23.0	9.9	6.6	14.7	38.3
12e–13e années	5.1	4.5	12.0	22.0	7.3	6.8	16.6	27.9
Diplôme*	4.4	3.7	9.5	17.5	7.4	6.3	12.7	24.3
Grade universitaire	8.3	NS	6.9	16.8	7.6	NS	9.2	20.1

Notes: NS: Signifie que le chômage n'a pas une incidence significative du point de vue statistique, sur la variation du revenu total de la famille (au niveau de signification de .01).

* La catégorie "diplôme" englobe les travailleurs qui ont un certificat d'études post-secondaires.

** On a rajusté les chiffres du revenu de la famille de 1982 en se basant sur l'indice des prix à la consommation, qui a augmenté de 10.8% entre 1981 et 1982.

dixième année à -2.5% pour ceux qui détiennent un diplôme (tableau 2, colonne 1). Dans ce cas, la différence est du simple au double.

Notons cependant que l'estimation pour l'ensemble des travailleurs qui possèdent un grade universitaire ne correspond absolument pas à notre attente. Nous attribuons cela à des problèmes reliés aux données. Cette estimation est fondée en grande partie sur des observations pour lesquelles la relation entre le chômage et le revenu de la famille n'est pas statistiquement significative. Ces observations portent sur le groupe des chefs de famille et celui des membres d'une famille (sauf les chefs), c'est-à-dire les colonnes 2 et 3 du tableau 2. Comparativement aux autres groupes établis selon le niveau de scolarité, cette estimation est basée sur des échantillons de faible taille et le coefficient de régression utilisé est à peine statistiquement significatif au niveau de .01. De plus, les résultats pour 1981 sont en désaccord avec ceux qui ont été obtenus pour 1982 qui, eux, correspondent à notre attente (tableau 2, colonne 5).

Les tendances relevées ci-dessus se maintiennent, dans une large mesure, quand on analyse la répartition des travailleurs qui ont connu le chômage en quinze groupes établis selon la situation dans la famille et le niveau de scolarité (tableau 2, ligne B, colonnes 2 à 4). L'interaction de ces deux variables entraîne une variation beaucoup plus importante dans la relation entre le chômage et le niveau de scolarité. La même observation vaut pour 1982 (tableau 2, ligne B, colonnes 6 à 8). En résumé, les résultats analysés jusqu'ici confirment en général les hypothèses 1, 1a, 2 et 2a.

Dans quelle mesure la relation entre le chômage et le revenu de la famille a-t-elle changé entre 1981 et 1982 quand le taux de chômage national a augmenté de plus de 40%?[5]

Si nous nous reportons à nouveau au tableau 2, nous observons qu'une augmentation de 50% du chômage chez l'ensemble des travailleurs en 1982 produit une diminution de 6.4% du revenu de leurs familles respectives (tableau 2, ligne A, colonne 5). La diminution correspondante pour 1981 est de 4.4%. Autrement dit, une augmentation du chômage à l'échelle nationale de

près de 50%, en moyenne, entre 1981 et 1982 a eu très peu d'effet sur la relation globale moyenne entre le chômage et le revenu de la famille. Cependant, il n'en va plus de même lorsque nous examinons les différences entre les groupes établis selon la situation dans la famille. Le revenu des personnes seules a particulièrement baissé comparativement à celui des chefs de famille, par exemple. Donc, à un niveau de regroupement élevé, la récession de 1981-1982 nous apprend peu de chose à propos de l'effet du chômage sur le revenu de la famille, alors que la répartition des travailleurs selon la situation dans la famille et le niveau de scolarité reste très révélatrice.

Quel est l'effet du chômage d'un travailleur sur le revenu de sa famille dans une situation hypothétique où l'assurance-chômage n'existerait pas? Les chiffres du tableau 2 révèlent que l'assurance-chômage ajoute comparativement peu au bien-être financier de plusieurs groupes de travailleurs tels que les membres d'une famille (à l'exclusion des chefs) relativement bien instruits. Par contre, elle apporte beaucoup à d'autres, tels que les personnes seules et les chefs famille relativement peu instruits. Cela confirme les hypothèses 3 et 3a. Étant donné que 50% environ des Canadiens qui connaissent de longues périodes de chômage sont membres d'une famille (et non des chefs de famille) - et que la majorité d'entre eux font partie d'une famille comptant plusieurs soutiens - il semble raisonnable de supposer que le programme actuel d'assurance-chômage sabotera les efforts qu'il déploie pour protéger les travailleurs pauvres puisqu'ils ne tient pas compte de cette considération. Nous reparlerons de cette question un peu plus tard.

Nous n'avons pas encore abordé la question des différences selon le sexe. Pour ce faire, il convient de répartir notre échantillon de travailleurs au chômage en quinze groupes définis selon la situation dans de la famille et le niveau de scolarité, pour chaque sexe. Toutefois, cela présente un problème du fait que les données ainsi obtenues pour chaque groupe sont généralement insuffisantes pour permettre d'établir une estimation pour l'ensemble du modèle. Le problème est particulièrement sérieux en ce qui concerne la population féminine. Nous avons donc produit des estimations selon le sexe en utilisant une approche différente. Dans le tableau 3, les estimations pour les travailleurs de chaque sexe sont présentées pour l'ensem-

Tableau 3: Incidence du chômage des travailleurs sur le revenu de leur famille, ensemble des ravailleurs de sexe masculin et de sexe féminin, 1981 et 1982

Diminution en pourcentage du revenu moyen de la famille résultant d'une augmentation de 50% du chômage

	1981				1982			
	Ensemble des travailleurs	Membres d'une famille, sauf les chefs	Chefs de famille	Personnes seules	Ensemble des travailleurs	Membres d'une famille, sauf les chefs	Chefs de famille	Personnes seules
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A. Ensemble des travailleurs de sexe masculin	1.9	1.6	1.9	3.3	2.1	2.3	2.0	4.8
Niveau de scolarité:								
10e année	3.2	2.5	3.3	5.7	3.2	4.5	3.1	6.0
10e–11e années	2.3	1.9	2.5	4.7	2.7	1.9	2.9	7.4
12e–13e années	1.5	1.5	1.5	3.7	2.2	2.9	2.0	5.7
Diplôme*	1.1	.8	.9	2.4	1.6	1.4	1.4	4.9
Grade universitaire	.3	1.2	.3	.9	.9	NS	.2	2.0
B. Ensemble des travailleurs de sexe féminin	.9	1.0	1.6	2.2	1.1	1.2	1.9	2.5
Niveau de scolarité:								
10e année	.7	.8	NS	1.7	2.0	1.9	NS	5.3
10e–11e années	1.1	1.0	1.8	3.5	1.4	1.3	2.8	3.1
12e–13e années	.8	.9	1.6	2.8	.8	1.0	1.4	3.0
Diplôme*	.9	1.0	1.5	1.2	.9	1.1	2.2	1.3
Grade universitaire	.9	.8	NS	2.6	.9	.9	NS	.8
	Sans assurance-chômage							
C. Ensemble des travailleurs de sexe masculin	2.4	2.0	2.4	4.3	3.0	3.1	2.9	6.5
Niveau de scolarité:								
10e année	4.2	3.3	4.3	7.9	4.9	5.9	4.6	9.1
10e–11e années	2.9	2.3	3.1	6.2	3.9	2.7	4.1	9.6
12e–13e années	1.9	1.8	1.8	4.5	3.0	3.7	2.7	7.8
Diplôme*	1.5	1.2	1.2	3.3	2.2	2.0	2.1	6.1
Grade universitaire	.4	NS	.4	1.2	1.1	NS	.5	2.4
D. Ensemble des travailleurs de sexe féminin	1.2	1.2	2.2	2.9	1.6	1.7	2.8	3.5
Niveau de scolarité:								
10e année	1.3	1.3	NS	2.8	2.8	2.7	3.0	6.4
10e–11e années	1.4	1.3	3.0	4.9	2.0	1.9	4.3	5.2
12e–13e années	1.1	1.1	2.1	3.4	1.2	1.4	2.1	4.1
Diplôme*	1.1	1.2	1.9	1.9	1.2	1.4	2.8	2.1
Grade universitaire	1.1	.9	NS	2.9	1.1	1.1	NS	1.1

Notes: NS: Signifie que le chômage n'a pas une incidence significative du point de vue statistique, sur la variation du revenu total de la famille (au niveau de signification de .01).

* La catégorie "diplôme" englobe les travailleurs qui ont un certificat d'études postsecondaires.

** On a rajusté les chiffres du revenu de la famille de 1982 en se basant sur l'indice des prix à la consommation, qui a augmenté de 10.8% entre 1981 et 1982.

ble des travailleurs, quels qu'aient été leurs antécédents par rapport au chômage. Ce procédé d'extension des données d'échantillon aboutit à un double résultat. Premièrement, il diminue l'importance quantitative de l'effet du chômage d'un travailleur sur le revenu de sa famille du fait que (i) la durée moyenne de la période de chômage est réduite par suite de l'incidence des travailleurs occupés et que (ii) le revenu de la famille correspondant est, en moyenne, plus élevé. En fait, cela ne pose pas de difficulté à proprement parler puisque notre étude porte sur les tendances observées et non sur les écarts absolus. Deuxièmement, cette façon de procéder donne lieu à des erreurs d'estimation d'une importance indéterminée. La difficulté tient à ce que certaines catégories de travailleurs ont un comportement plus homogène en ce qui a trait aux antécédents de chômage(6). Cela peut occasionner des distorsions entre les coefficients relatifs aux divers groupes.

En dehors des points que nous venons de souligner, les données du tableau 3 qui se rapportent à la population masculine suivent les tendances prévues en ce qui concerne les lignes A et B. Cette remarque vaut pour les données de 1981 autant que pour celles de 1982. Par contre, les tendances observées sont moins homogènes dans le cas de la population féminine. Ainsi, en 1981, les écarts observés entre les groupes définis selon la situation dans la famille sont moindres que ceux qui s'appliquent à la population masculine. En outre, les écarts observés entre les groupes définis selon le niveau de scolarité ne suivent pas non plus une tendance constante. Les données obtenues pour 1982 suivent à peu près les tendances prévues mais cette fois encore, avec beaucoup moins de précision que dans le cas de la population masculine.

Pour tenir compte des écarts entre les populations féminine et masculine, il faut prendre en considération deux points particuliers en dehors du modèle utilisé. Tout d'abord, les données du tableau 3 de l'annexe révèlent que les taux de chômage chez les hommes qui sont membres d'une famille (à l'exclusion des chefs) ou qui sont des personnes seules sont beaucoup plus élevés que pour les groupes correspondants de la population féminine. Cela vaut en particulier pour les travailleurs peu instruits. En conséquence, une augmentation de 50% du taux de chômage, à l'échelle nationale, serait répartie

d'une façon telle que l'incidence résultante sur la durée du chômage et, donc, sur le revenu de la famille serait plus marquée dans le cas des travailleurs masculins que dans celui des travailleurs féminins. Cette observation est, dans une certaine mesure, directement reliée à la récession qu'a connue le Canada au cours de la période 1981-1983, période durant laquelle le chômage a frappé plus durement les hommes que les femmes, ce qui a contribué à renverser la tendance selon laquelle la population féminine est généralement plus désavantagée sous ce rapport. Une telle interprétation, qui met l'accent sur la composante chômage de $\partial FY/\partial U$, explique en partie le fait que la baisse correspondante du revenu de la famille soit beaucoup moindre chez les femmes que chez les hommes.

Il convient de souligner un autre point en ce qui a trait aux soutiens de famille de sexe féminin. Contrairement à leurs homologues masculins, au Canada, la majorité des femmes soutiens de famille appartiennent à des familles monoparentales et ont des enfants à charge. Bien que le taux de chômage ait tendance à être plus élevé pour cette catégorie de travailleurs que pour leurs homologues masculins, l'effet résultant est en bonne partie annulé par les paiements de transfert relativement élevés (par rapport au revenu de ces personnes) qui sont versés au titre des allocations familiales et de l'aide sociale. Cette interprétation, qui met l'accent sur la composante "revenu" de $\partial FY/\partial U$, explique en partie pourquoi un taux de chômage relativement élevé chez les femmes soutiens de famille et peu instruites a une incidence moindre sur le revenu de la famille que ce n'est le cas chez leurs homologues masculins.

Conclusions et conséquences

Notre étude a révélé qu'une grande partie de la population canadienne qui connaît le chômage peut effectivement être représentée par une courbe qui serait fonction de la vulnérabilité financière. À une extrémité, on trouverait une forte proportion de Canadiens qui connaissent des périodes de chômage relativement courtes. Dans la plupart des cas, il s'agit de personnes dont le niveau de scolarité est relativement élevé et qui, lorsqu'elles avaient un emploi, étaient très bien rémunérées. Pour ces personnes, le chômage risque

de s'avérer une expérience incommodante mais temporaire durant laquelle la baisse de revenu est palliée par les prestations d'assurance-chômage. À l'autre extrémité, on trouve une "minorité importante" de personnes qui connaissent un chômage de longue durée. La plupart de ces travailleurs ont généralement un capital humain limité à offrir et sont donc susceptibles d'avoir touché un faible revenu préchômage. Les membres de ce groupe sont également davantage susceptibles de connaître des périodes de chômage prolongées et, par conséquent, de se voir privés des prestations d'assurance-chômage avant d'avoir retrouvé un emploi. Lorsqu'il s'agit de personnes seules, de chefs de familles monoparentales ou de soutiens de famille unique, les chômeurs risquent d'être mis dans une situation financière particulièrement précaire.[7]

Il faut adopter des mesures exceptionnelles pour faire face aux problèmes majeurs liés au chômage. Or, pour être en mesure de cerner parfaitement les problèmes, il faut savoir avec précision quels sont les segments de la population qui sont touchés par ces problèmes et où ils sont situés. L'une des principales difficultés que pose la "minorité importante" dont nous avons parlé plus haut tient à ce que ses membres sont très peu organisés, voire très dispersés. Ces derniers sont aussi, à l'occasion, mal renseignés sur les mesures mises en place pour les aider. Il apparaît donc d'autant plus essentiel de bien diriger les maigres ressources disponibles vers les segments de la population dont la situation financière risque d'être le plus compromise par le chômage. C'est pourquoi on se demandera, tout d'abord, si les programmes de création d'emplois et de formation de la main-d'oeuvre profitent bien aux plus démunis. En deuxième lieu, il faudrait voir dans quelle mesure il est équitable de maintenir l'universalité d'un programme d'assurance-chômage qui ne tient pas compte du revenu de la famille ni du fardeau réduit des soutiens principaux dans les familles comptant plusieurs soutiens.

En réponse à la première question, il faut admettre qu'on ne peut pas savoir jusqu'à quel point ces programmes profitent véritablement aux plus démunis. À titre d'exemple, considérons le plus important programme de création d'emplois mis sur pied au Canada: Canada au travail. Le budget qui a été alloué à ce programme pour l'année financière 1984-85 est d'environ $685.3

millions, soit près de 67% des fonds prévus pour les programmes courants de formation et de création d'emplois. (Ce montant inclut les fonds alloués pour le programme d'emplois d'automne, annoncé en novembre 1984, mais exclut les coûts d'administration et d'application des programmes, s'élèvent à $55.3 millions environ.) Le nombre estimatif de bénéficiaires du programme est d'environ 200,500.[8]

Les responsables d'Emploi et Immigration déplorent la forte possibilité que le programme Canada au travail sur-représente les femmes et les jeunes qui ne faisaient pas partie, au départ, de la population active (par exemple, des membres d'une famille autres que le chef). L'intérêt que ces personnes portent aux programmes de création d'emplois tient souvent au seul fait que cela leur permet d'accumuler 8 à 10 semaines d'emploi qui leur donneront droit aux prestations d'assurance-chômage ensuite. Si ces programmes touchent peu les principaux soutiens de famille en chômage, leur incidence sur le chômage sera, à proprement parler, minime. En outre, le succès de ces programmes est mesuré non en termes de leur incidence sur la situation financière des bénéficiaires mais sur les résultats de leur application (c'est-à-dire le nombre d'emplois créés, leur achèvement selon les règles et dans les délais impartis, etc.). En fait, on sait très peu de choses sur la situation financière des bénéficiaires eux-mêmes et sur leurs antécédents par rapport au chômage. Il semble en être de même pour des programmes analogues mis sur pied en Europe de l'Ouest et aux États-Unis (Haveman et Saks, 1985).

Pour mieux protéger les revenus en période de chômage anormalement élevé, il faut exercer un contrôle continu sur l'administration des projets mis sur pied dans le cadre du programme Canada au travail et sur les groupes visés. Il en va de même pour les programmes connexes comme Accès ($178 millions en 1984-85), Croissance locale de l'emploi ($91 millions), Compagnie de travailleurs ($36.8 millions) et Emplois d'été ($28.5 millions). Pour ce faire, on a besoin avant tout de données plus détaillées sur les bénéficiaires des programmes, données qui pourraient être recueillies au moyen de questionnaires devant être remplis systématiquement et obligatoirement. À partir du moment où ils disposeront de telles données, les responsables d'Emploi et Immigration seront mieux en mesure de comparer les caractéristiques des béné-

ficiaires des programmes avec celles des travailleurs qui connaissent un chômage prolongé et chronique. Alors seulement, il sera possible de substituer à l'approche éclectique actuelle une évaluation plus précise des résultats du programme et de disposer des renseignements requis pour déterminer les populations cibles futures.

La seconde question, qui se rapporte à l'évaluation du revenu dont dispose la personne et du droit aux prestations d'assurance-chômage (que nous désignerons également par l'abréviation A-C), est aussi ancienne que le système d'A-C canadien. Toutefois, la nécessité de procéder à une évaluation du revenu dont dispose le bénéficiaire de l'A-C ne s'est pas fait sentir avant 1970 car le système d'A-C, tout en étant universel, était alors fondé sur les mêmes principes que les régimes d'assurance privés. Tout(e) travailleur(se) qui avait cotisé au régime d'assurance-chômage était autorisée(e) à percevoir des prestations lorsqu'il (ou elle) se trouvait en chômage, quelle que soit sa situation financière, du seul fait qu'il(elle) avait contribué au régime d'assurance. Cependant, depuis 1970, on a introduit dans le régime d'assurance-chômage canadien un principe d'équité et on a élargi le droit aux prestations dans les régions les plus touchées par le chômage. L'objectif principal d'une telle politique est de pallier les différences dues à une répartition inégale du fardeau de la crise à travers le pays, qui se traduit par des variations importantes du taux de chômage selon les régions. En outre, une partie des fonds de l'assurance-chômage a été allouée pour le perfectionnement de la main-d'oeuvre existante dans les régions défavorisées. Répétons que le Canada n'est pas le seul pays dans cette situation. En effet, on constate que le chômage de longue durée est en train de remplacer le chômage temporaire d'un bout à l'autre de l'Europe de l'Ouest et l'on met de plus en plus en doute le bien-fondé d'une A-C monétaire. Plusieurs pays ont donc commencé à autoriser l'affectation de fonds de l'A-C à des programmes de formation, à des régimes d'indemnités de mobilité et à des subventions à l'emploi. Le coût de ces programmes au Canada a énormément augmenté, atteignant environ $2,900 millions, ou près de 30% du coût total de l'A-C en 1984. Le déficit correspondant dans le compte d'A-C s'est chiffré à $3,854 millions.

L'analyse des modifications apportées en conséquence aux programmes de création d'emplois, qui a été effectuée par Hawkins (1984), révèle que ceux-ci ont contribué dans une certaine mesure à remédier au manque de revenu consécutif au chômage et à assurer une certaine redistribution de la richesse qui va dans le sens de la politique adoptée par le gouvernement.[9] Toutefois, l'auteur rappelle également, à cette occasion, les résultats d'une étude réalisée par Emploi et Immigration pour souligner que la structure actuelle de l'A-C ne favorise pas l'application efficace du principe d'équité. Elle fonde cette constatation sur le fait que le montant des prestations est basé sur le revenu du bénéficiaire et non sur le revenu de la famille. Elle souligne que ce genre de constatations a conduit à la conclusion que le montant des prestations devrait être basé sur le revenu de la famille et non sur le revenu de l'individu. Une telle conclusion va dans le sens des résultats et des idées avancés dans la présente étude.[10]

Par ailleurs, le gouvernement a cherché à atteindre son objectif de distribution équitable des prestations d'A-C en récupérant par le truchement de l'impôt sur le revenu une partie des prestations versées aux personnes jouissant de revenus élevés (en 1979). On étudie actuellement la possibilité d'accroître l'impôt perçu sur les prestations d'A-C versées aux personnes qui se classent dans certaines tranches de revenu supérieures. Ces deux mesures permettraient de recouvrer sous forme d'impôt une partie des prestations versées. En outre, en augmentant progressivement l'imposition des revenus des familles et des particuliers appartenant aux catégories les plus favorisées, on contribue à réduire les écarts de revenus en rabaissant la tranche supérieure (quoique de façon minime). Le point crucial, toutefois, reste à savoir si cela contribuera à relever le niveau de revenu le plus bas. Le défi consiste alors non seulement à récupérer sous forme d'impôt une partie des prestations versées, mais encore à réussir à redistribuer aux plus nécessiteux les montants ainsi recouvrés. Si l'objectif poursuivi est uniquement de pallier l'appauvrissement des réserves de fonds de l'A-C ou d'accroître le montant des prestations versées, il y a peu de chances que la "minorité importante" bénéficie véritablement d'une telle politique. Il ne faut pas oublier, en effet, que pour avoir droit aux prestations d'A-C (de même qu'aux prestations complémentaires), les travailleurs doivent avoir accumulé un certain

nombre de semaines d'emploi. Or, au sein de la "minorité importante", le chômage est généralement chronique. Il faudra donc prévoir des programmes spéciaux pour lesquels des fonds seront alloués spécifiquement si l'on veut régler les problèmes propres à ce groupe.

Annexe A: Définition des variables de contrôle

Variable	
Âge	- Nombre d'années révolues
Régime d'emploi	- Variable de catégorisation; temps partiel = 1, 0 = autre; temps plein = groupe de référence
Durée de l'emploi	- Variable de catégorisation; moins de 12 mois = 1, 0 = autre; 1 à 5 ans = 1, 0 = autre; plus de 5 ans = groupe de référence
Langue	- Variable de catégorisation; anglais = 1, 0 = autre; français = 1, 0 = autre; autre langue = groupe de référence
Immigration	- Variable de catégorisation; entre 1976 et 1981 = 1, 0 = autre; avant 1976 = groupe de référence

Profession	- Variable de catégorisation;
	emploi de bureau = 1, 0 = autre;
	vente = 1 0 = autre;
	services = 1, 0 = autre;
	industries primaires = 1, 0 = autre;
	industries manufacturières = 1, 0 = autre;
	construction = 1, 0 = autre;
	transports = 1, 0 = autre;
	administrateurs et professionnels = groupe de référence

Région de résidence	- Ontario = 1 0 = autre; Québec = 1, 0 = autre; Prairies = 1, 0 = autre; C.-B. = 1, 0 = autre; provinces de l'Atlantique = groupe de référence
Présence de plusieurs soutiens	- plus d'un soutiens = 1, 0 = autre; un seul soutien = groupe de référence

Notes

1. Les études effectuées par Emploi et Immigration Canada (E&IC, 1982 et 1984) ont révélé que la proportion de bénéficiaires qui ont épuisé leurs prestations d'assurance-chômage avant de retrouver un emploi est passée du niveau de 25% considéré comme "normal", avant la récession de 1981-82, à environ 28% en 1982 et à 35% en 1983-1984. Durant l'année financière 1983-84, approximativement 61,200 bénéficiaires chaque mois ont vu leurs prestations s'éteindre, contre 36,200 par mois en 1980-1981. Là encore, les travailleurs dont la situation est la plus précaire sont ceux qui ont un niveau de scolarité et des gains relativement peu élevés (ce qui entraîne un faible revenu total de la famille). Par contre, non seulement les chômeurs qui était très bien rémunérés sont moins nombreux à se trouver privés de prestations d'assurance-chômage, mais encore lorsqu'ils se trouvent dans cette situation ils sont généralement plus susceptibles de disposer de suffisamment d'économies ou de capitaux de réserve pour pouvoir supporter la perte de revenu.

2. Un inconvénient du fichier de données longitudinales d'E&IC est qu'il contient des renseignements sur les bénéficiaires de prestations d'assurance-chômage uniquement.

3. Cette généralisation s'inscrit dans la veine des dernières études portant sur le marché du travail réalisées aux États-Unis. Voir Angel et Tienda (1982), Moen (1983), Glenn et Taylor (1984), É-.U. (1984).

4. Notre analyse à plusieurs variables fait appel à des données non pondérées de l'Enquête sur les finances des consommateurs. Ainsi, contrairement au cas du tableau 1, les estimations présentées dans le reste de ce document ne sont pas entièrement représentatives de l'ensemble de la population active canadienne. Dans les analyses à plusieurs variables, l'utilisation de données -échantillons pondérées introduit des biais d'une importance inconnue. Étant donné que l'échantillon est grand dans ce cas-ci, le fait que nous avons employé des données non pondérées ne devrait nuire que très peu à la représentativité de nos constatations.

5. Il n'y a pas de réponse évidente à cette question. D'une part, nous savons que (i) beaucoup plus de travailleurs ont connu une période de chômage en 1982 qu'en 1981, (ii) le nombre moyen de semaines de chômage chez les travailleurs a augmenté, passant d'environ 21.6 semaines en 1981 à 24.3 semaines en 1982, (iii) la persistance de la récession a entraîné une augmentation du nombre de chômeurs qui se sont retrouvés sans prestations par suite de chômage prolongé (voir la note 1), et (iv) le revenu total de la famille - ajusté en fonction de l'inflation - a diminué légèrement au cours de la période 1981-1982. Ces considérations devraient renforcer la relation directe (négative) entre le chômage et le revenu de la famille. D'autre part, en raison de la récession de 1981-1982, une proportion relativement plus importante des chômeurs était en chômage pour la première fois, la plupart de ces personnes ayant droit à l'assurance-chômage. Cette considération aurait tendance à amortir la relation directe (négative) entre le chômage et le revenu de la famille, car elle a un effet stabilisateur sur l'élément FY de $\partial FY/\partial U$.

6. À titre d'exemple, considérons l'incidence du chômage sur le revenu des travailleurs appartenant à des groupes de niveau de scolarité de plus en plus élevé. Partons des travailleurs qui ont moins de huit années de scolarité et supposons que la moitié d'entre eux ont connu le chômage et que la durée moyenne de la période de chômage était de 35 semaines. Si l'on considère l'ensemble des travailleurs ayant moins de huit années de scolarité, la durée moyenne de la période de chômage se trouve réduite à 17.5 semaines. Par contre, prenons le cas des diplômés d'université et supposons qu'un dixième d'entre eux a connu le chômage et que la durée moyenne de la période de chômage était également de 35 semaines. Si l'on considère l'ensemble des travailleurs diplômés d'université, la durée moyenne de la période de chômage se trouve réduite à 3.5 semaines. (Mais, si la moitié de l'ensemble des travailleurs diplômés d'université connaissait le chômage, la durée moyenne de la période de chômage serait aussi réduite de moitié.) On voit que l'incidence du chômage sur le revenu pour chacun des deux groupes définis en fonction du niveau de scolarité varie considérablement selon l'incidence du chômage par rapport à l'ensemble du groupe. La réduction qui en résulte est particulièrement marquée dans le cas des travailleurs diplômés d'université.

7. Une enquête récente sur le marché du travail réalisée aux États-Unis révèle à peu près la même chose (É.-U., 1984).

8. Ces chiffres sont fondés sur des estimations valables au 1er décembre 1984.

9. Nous précisons bien "dans une certaine mesure" parce que les effets de l'A-C sur l'activité sur le marché du travail et la mobilité de la main-d'oeuvre constituent des questions litigieuses au Canada. Voir Shaw (1985c).

10. Voir également Cloutier (1978) et Osberg (1979). Cependant un lecteur a suggéré de faire preuve de prudence relativement aux recommandations explicites voulant que l'A-C soit reliée au revenu de la famille plutôt qu'au revenu de l'individu. Dans le contexte plus large des politiques sociales, il est normal de vouloir au moins souligner qu'une telle politique pourrait favoriser des stimulants vigoureux qui peuvent se révéler peu souhaitables: encourager les jeunes chômeurs à quitter le foyer familial et décourager les mariages chez les personnes davantage exposées aux risques du chômage. D'une façon plus générale, une telle politique comporterait comme exigence explicite une définition de ce qu'on devrait entendre par "famille". Devons-nous considérer comme une famille deux personnes qui cohabitent dans une relation stable (avec ou sans enfants) seulement si elles se marient?

BIBLIOGRAPHIE

ANGEL, R., et TIENDA, M. (1982), "Determinants of Extended Household Structure: Cultural Pattern or Economic Need", American Journal of Sociology, vol. 87, 1360-1383.

BEACH, C.M., et KALISKI, S.F. (1983), "Measuring the Duration of Unemployment from Gross Flow Data", Revue canadienne d'économique, vol. 16, 258-263.

BECKER, G.S. (1976), The Economic Approach to Human Behavior, Chicago,University of Chicago Press.

BROWN, C. (1980), "Equalizing Differences in the Labor Market", The Quarterly Journal of Economics, vol. 94, 113-134.

CHAWLA, R. (1984), Lien entre la privation économique et les problèmes relatifs au marché du travail, La population active, Ottawa, Statistique Canada, n° 71-001 au catalogue, février.

CLARK, K.B., et SUMMERS, L.M. (1979), "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration", Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, 13-60.

CLOUTIER, J.E. (1978), The Distribution of Benefits and Costs of Social Security in Canada, 1971-75, Ottawa, Conseil économique du Canada.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA (1978), Quinzième Exposé annuel, Ottawa, Conseil économique du Canada, ministère des Approvisionnements et Services.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA (1984), Vingt-et-unième Exposé annuel, Ottawa, Conseil économique du Canada, ministère des Approvisionnements et Services.

E&IC (1982), "Étude sur les bénéficiaires ayant épuisé leurs prestations d'assurance-chômage", Ottawa, Emploi et Immigration Canada, polycopie.

E&IC (1984), "Étude sur les prestataires ayant épuisé leurs prestations d'assurance-chômage en février 1984", Ottawa, Emploi et Immigration Canada, polycopie.

GLENDAY, G., et JENKINS, G.P. (1981), "Patterns of Duration of Employment and Unemployment", Ottawa, Commission de l'emploi et de l'immigration du Canada, N° MP15-4/12-1981E au catalogue, polycopie.

GUNDERSON, M. (1979), "Decomposition of the Male/Female Earnings Differential: Canada, 1970", Revue canadienne d'économique, vol. 12, 479-485.

HASAN, A., et DE BROUCKER, P. (1982), "Duration and Concentration of Unemployment", Revue canadienne d'économique, vol. 15, 735-756.

HASAN, A., et DE BROUCKER, P. (1985), Chômage et dynamique du marché du travail au Canada, Ottawa, Emploi et Immigration Canada, monographie, à paraître.

HAVEMAN, R.H., et SAKS, D.H. (1985), "Transatlantic Lessons for Employment and Training Policy," Industrial Relations, vol. 24, 20-36.

HAWKINS, A.J. (1984), "Unemployment Insurance and Regional Equalization Policy", Ottawa, Librairie de Statistique Canada, polycopie.

JOHNSON, J.L. (1983), "Unemployment as a Household Labor Supply Decision", Quarterly Review of Economics and Business, vol. 23, 71-88.

KALISKI, S.F. (1979), "Some Aspects of the Nature and Duration of Unemployment in Canada", Kingston, Queen's University, document de travail N° 350, juin.

KALISKI, S.F. (1984), "Why Must Unemployment Remain So High?", Analyse de politique, vol. 10, 127-141.

KUMAN, P., et COATES, M.L. (1982), "Occupational Earnings, Compensating Differentials, and Human Capital: An Empirical Study", Revue canadienne d'économique, vol. 15, 442-457.

MAGUN, S. (1982), "Unemployment Experience in Canada: A Five Year Longitudinal Analysis", Ottawa, document présenté lors de la réunion de l'Association canadienne d'économique, Université d'Ottawa, 4-6 juin, polycopie.

MAGUN, S. (1983), "Unemployment Experience in Canada: A Five Year Longitudinal Analysis", Monthly Labour Review, avril, p. 36-38.

MINCER, J. (1966), "Labour Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence", Gordon et Gordon, Prosperity and Unemployment, New York, Wiley and Sons.

MOEN, P. (1979), "Family Impacts of the 1975 Recession: Duration of Unemployment", Journal of Marriage and the Family, vol. 41, 561-572.

MOEN, P. (1983), "Unemployment, Public Policy, and Families: Forecasts for the 1980's", Journal of Marriage and the Family, vol. 45, 751-760.

OCDE (1982), Le défi du chômage, Paris, Organisation de coopération et de développement économiques.

OSBERG, L. (1979), "Unemployment Insurance in Canada: A Review of the Recent Amendments", Canadian Public Policy, vol. 5, 223-35.

PIORE, M.J. (1983), "Labor Market Segmentation: To What Paradigm Does It Belong?" American Economic Review, vol. 73, 249-53.

ROBB, R. (1978), "Earnings Differentials Between Males and Females in Ontario, 1971", Revue canadienne d'économique, Vol. 11, 350-359.

ROBERTSON, M.J. (1982), "A Longitudinal Analysis of the Canadian Labour Market", Ottawa, Commission de l'emploi et de l'immigration du Canada, polycopie.

ROBERTSON, M.J. (1983), "Long-Term Unemployment in the Canadian Labour Market: A Longitudinal Perspective", Ottawa, ministère de l'Emploi et de l'Immigration, document de travail, polycopie.

SHAPIRO, D.M., et STELCNER, M. (1981), "Male-Female Earnings Differentials and the Role of Language in Canada, Ontario, and Quebec, 1970", Revue canadienne d'économique, vol. 14, 341-348.

SHAW, R.P. (1985a), "The Burden of Unemployment in Canada", Analyse de politique, vol. 11, 143-60.

SHAW, R. P. (1985b), "The Burden of Unemployment in Canada, Part II: A Perspective on Financial Hardship", Ottawa, Statistique Canada, rapport de recherche nº 5.

SHAW, R. P. (1985c), "Fiscal Versus Traditional Market Variables in Canadian Migration", Journal of Political Economy (à paraître).

STATISTIQUE CANADA (1980), Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1980, Ottawa, Statistique Canada, n° 30-207 au catalogue).

É.-U. (1984), Linking Employment Problems to Economic Status, Washington, D.C., ministère du Travail des É.-U.

VOYDANOFF, P. (1983), "Unemployment: Family Strategy for Adaption", C.R. Figley et H.I. McCubbin, Stress and The Family, Vol. II, New York, Brunner/Mazel Pub's.

WACHTER, M.L. (1974), "Primary and Secondary Labor Markets: A Critique of the Dual Approach", Brookings Papers on Economic Activity, vol. 3, p. 637-93.

WEISS, R.S. (1984), "The Impact of Marital Dissolution on Income and Consumption in Single-Parent Families", Journal of Marriage and the Family, vol. 54, 115-127.